

社会資本の厚生効果

—人口動態を考慮した地域経済モデルによる

シミュレーション分析—¹⁾

The Welfare Effect of Public Infrastructure Investment : A Simulation Analysis Considering the Future Population of Japan

林 亮 輔²⁾

Public infrastructure investment may affect household welfare through its impact on business productivity and the residential environment. This paper examines the welfare effect of infrastructure investment by constructing a regional econometric model that takes into account the future population and economies of various regions in Japan. It concludes that in order to improve the level of household welfare, infrastructure improvements relevant to industrial activities are desirable in metropolitan areas, while infrastructure improvements relating to daily life are appropriate for rural areas.

Ryosuke Hayashi

JEL : H54

キーワード：社会資本、厚生効果、人口動態

Keywords : Public infrastructure, Welfare effect, Population movement

-
- 1) 本稿は、特別研究員奨励費（22008055）の助成を受けたものであり、日本財政学会第 66 回大会（明治学院大学）での報告論文に加筆、修正したものである。報告に際して、討論者の三井清先生（学習院大学）、座長の跡田直澄先生（嘉悦大学）、中東雅樹先生（新潟大学）から数多くの有益なコメント及びアドバイスをいただいた。また、論文の作成過程において、指導教授である林宜嗣先生（関西学院大学）、高林喜久生先生（関西学院大学）に指導をしていただいた。ここに記して感謝の意を表したい。なお、本稿についての責任は、すべて筆者に帰する。
- 2) 関西学院大学経済学部受託研究員・日本学術振興会特別研究員 PD。E-mail : ryosuke@kwansei.ac.jp。

I. はじめに

生活関連型や産業基盤型の社会資本整備の目的は、国民生活の向上や企業活動の活性化を通じて、国民の満足度（厚生水準）を高めることにある。しかしながら、社会資本あるいは公共投資の生産力効果に関する研究は、Aschauer（1989）以降、わが国においても浅子・坂本（1993）、吉野・中島（1999）を始め、数多く行われてきているのに対し、厚生効果に着目した研究は、赤木（1996）、福本（1999）、田中（1999）、三井・林（2001）、林・高林（1999）、高林（2008）、入江（2009）、林（2011）などに限られている。

また、公共投資政策の変更が地域経済や厚生水準に及ぼす影響に関するこれまでの研究は、過去の実績値を用いたシミュレーション分析が中心であった。しかし、少子高齢化や大都市への人口移動によって地方の人口は大幅に減少することが予想されており³⁾、このことが地方の経済活動を衰退させる可能性が大きい。この点を考慮するなら、今後の公共投資政策のあり方を検討する際には、地域経済の将来予測値を踏まえたものでなければならない。

以上の問題意識から、本稿は、①少子高齢化や大都市、とりわけ東京圏への人口移動といった人口動態を考慮したシンプルな地域計量経済モデルを構築することによって、地域経済の将来予測を行い、②政策変数である社会資本を組み込んだ地域の厚生関数を導出し、将来の厚生水準の予測を行い、③社会資本整備の変更を地域厚生水準の点から検証することにより、今後の公共投資政策のあり方について検討することを目的としている。

本稿の構成は以下のとおりである。第Ⅱ節では、都道府県を対象として、地域計量経済モデルを構築し、第Ⅲ節では、人口動態を考慮した上で地域経済と厚生水準の将来予測を行う。第Ⅳ節では、公共投資に関するシミュレーションを行った上で、各都道府県の厚生水準を検証する。第Ⅴ節では、人口減少社会における公共投資政策のあり方について、シミュレーション分析に基づいた政策的インプリケーションを提示するとともに、本稿における問題点を明らかにする。

3) 国立社会保障・人口問題研究所は、2005年から2035年までに、例えば秋田県では32%、和歌山県では29%もの人口減少が生じると予測している。

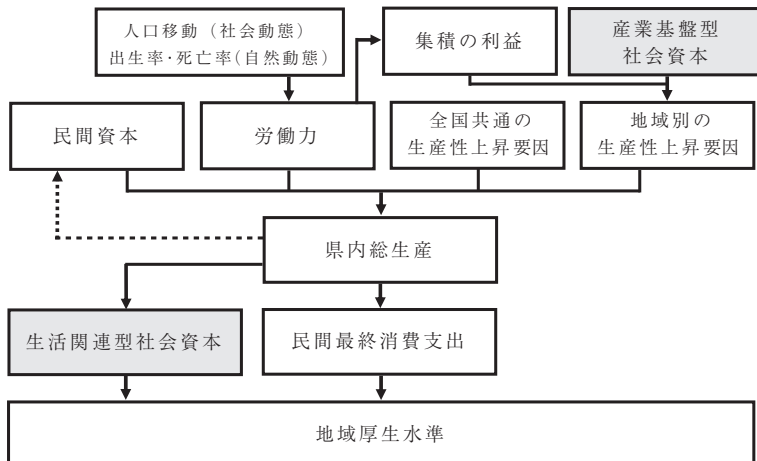
II. 地域計量経済モデルの構築

II-1. モデルの構造

地域経済は需要面、供給面の影響を受けながら変動する。しかし、本稿の目的は地域の構造変化と、それによって影響される地域経済のポテンシャルを踏まえて公共投資政策のあり方を検討することであるため、図1に示すような供給主導型のモデルを想定する。

県内総生産は、①民間資本、②労働力、③技術進歩（全国共通の生産性上昇要因）に加えて、④集積の利益、産業基盤型社会資本といった地域特性（地域別の生産性上昇要因）によって決定されると考えられる⁴⁾。集積の利益とは「経済活動が特定の地域へ集中することによって生じる利益」であり、地域経済のポテンシャルを決定づける極めて重要な要因である。少子高齢化や大都市への人口移動は、労働力だけでなく産業活動の集積度の変化を通じて集積の利益にも影響する。また、道路などの産業基盤型社会資本は生産活動に

図1 地域計量経済モデルのフローチャート



注）生活関連型社会資本および産業基盤型社会資本がシミュレーションによって操作される変数である。

4) 集積の利益が地域経済に及ぼす影響については林（2007）を参照。

直接影響を及ぼすものではなく、民間資本を通じて生産活動に影響を及ぼすことから、民間資本ストックの増減によって、産業基盤型社会資本の効果も変化すると考えられる⁵⁾。

以上のように決定される県内総生産から民間最終消費支出が決まり、その1人当たり水準が、地域の経済力に影響を受けると考えられる生活関連型社会資本とともに、地域住民の厚生水準に影響を及ぼすことになる。このモデルでは、生活関連型社会資本はそこから発生する公的サービスの代理変数としての性格を持つものとして捉えられ、代表的個人は私的消費と公的消費の両者の最適化をはかると考えている⁶⁾。

II-2. 生産関数の特定化

以上で示したモデルの構造から、本稿では生産関数を、

$$Y_{rt} = A_r K_{Prt}^{\alpha} L_{rt}^{\beta} e^{\gamma t} \quad \cdots \cdots (1)$$

と特定化し、(1) 式の両辺を対数変換した、

$$\ln Y_{rt} = a_r + \alpha \ln K_{Prt} + \beta \ln L_{rt} + \gamma t \quad \cdots \cdots (2)$$

を用いてパラメーターの推計を行う。(2) 式における Y は実質県内総生産、 K_P は民間資本ストック、 L は労働力、添字 r および t は、それぞれ都道府県と年度を表す。なお、(2) 式ではタイムトレンド (t) を用いることにより、全国共通の生産性上昇要因が全期間に渡り一定であると仮定している。

推計には、47 都道府県 × 26 カ年 (1980 年度から 2005 年度まで) からなる 1,222 のパネルデータを用いる。実質県内総生産および労働力 (就業者数) は内閣府経済社会総合研究所『県民経済計算年報』、民間資本ストックは内

5) 産業基盤型社会資本を民間資本や労働力と並列的に扱って生産関数を推計する研究もあるが、交通インフラ、工業用水道といった社会資本は、それらが直接的に生産に寄与するというよりは、むしろ民間の企業活動を円滑化するという間接的な影響を及ぼすと考えるべきである。

6) もちろん、社会資本以外にも公的サービスは存在するが、その多くは、便益が一部の個人にのみ帰着するという理由で、厚生関数には組み込まなかった。しかし、集合消費型の公的経常サービスについては厚生関数に組み込むことも考えられる。

閣府経済社会総合研究所『民間企業資本ストック年報』における実質民間企業資本ストック（取り付けベース）の増分を、『県民経済計算年報』の各都道府県の県内総資本形成（民間企業設備）で按分することによって算出する。表1には推計に使用するデータの基本統計量が示されている。

(2) 式の推計結果が表2に示されている。全ての変数のパラメーターが有意になった。なお、プーリング推計と固定効果モデルの選択に関するF検定、固定効果モデルとランダム効果モデルの選択に関するHausman検定を行った結果、固定効果モデルが選択されたことから、(2)式における a_r は地域ごとに異なる値をとる地域特性である。民間資本ストックと労働力の係数の合計が0.821と1を下回っているが、これは、集積の利益を含む地域特性(a_r)を明示的にモデルに組み込んだことによると考えられる。

表1 基本統計量

	実質県内総生産 (100万円)	民間資本ストック (100万円)	就業者数 (人)
最 大	97,346,601	172,836,353	8,796,240
最 小	1,249,283	1,126,843	308,257
平 均	9,332,529	15,710,419	1,324,495
標準偏差	12,653,082	20,910,069	1,396,548
標本数	1,222	1,222	1,222

出所) 内閣府経済社会総合研究所『県民経済計算年報』、『民間企業資本ストック年報』より作成。

表2 生産関数の推計結果

	係 数
民間資本ストック	0.395 ^{***} (23.36)
労働力	0.426 ^{***} (13.26)
タイムトレンド	0.005 ^{***} (10.44)
Adj R ²	0.998
F 検定	0
Hausman 検定	0
N	1,222

注) 1) 括弧内はt値、Adj R²は自由度修正決定係数、F検定、Hausman検定の値はP値、Nは観測値数を表す。

2) *は10%、**は5%、***は1%有意水準で有意であることを示している。

II-3. 厚生関数の特定化

厚生関数は、各地域の代表的個人が私的消費と公的消費（生活関連型社会資本）から厚生を得るものと仮定し、福本（1999）、林・高林（1999）、林（2011）などと同様、民間最終消費支出と生活関連型社会資本ストックを厚生水準の構成要因としたトランスログ型に特定化する⁷⁾。

トランスログ型厚生関数の導出方法については、補論 1 に示されている。『県民経済計算年報』、そして、内閣府政策統括官『日本の社会資本 2007』から得た、47 都道府県における 1996 年度から 2003 年度までの人口 1 人当たり民間最終消費支出（ C ）および人口 1 人当たり生活関連型社会資本ストック（ K_L ）のデータをそれぞれ標準化し、最小二乗法によって推計した結果、厚生関数

$$\ln W_{rt} = 0.494 \ln C_{rt} + 0.506 \ln K_{Lrt} + \frac{1}{2}(0.214 \ln C_{rt} \ln C_{rt} - 0.217 \ln C_{rt} \ln K_{Lrt} - 0.217 \ln K_{Lrt} \ln C_{rt} + 0.217 \ln K_{Lrt} \ln K_{Lrt}) \dots (3)$$

が得られた⁸⁾。(3) 式における W は人口 1 人当たり厚生水準、添字 r および t は、それぞれ都道府県と年度を表す。

III. 地域経済と厚生水準の将来予測

III-1. 地域経済の将来予測

将来の民間資本ストック、労働力、地域別の生産性上昇要因の推計方法は補論 2 に示されているが、ここで簡単に説明しておく。

7) 生活関連型社会資本には、下水道、廃棄物処理、都市公園、水道、文教が含まれる。なお、公共賃貸住宅は、多くの文献において生活関連型社会資本として扱われているが、特定の住民にのみ便益を及ぼすと考えられることから、本稿では生活関連型社会資本に加えていない。生活関連型社会資本は公的資本形成のデフレーターを用いて実質化しているが、社会資本の価格それ自体に地域差は存在しないと考えている。その理由として、社会資本の価格差は用地費において存在するとも考えられるが、本稿では土地と建物が一体でサービスを発生させると考えたためである。

8) 『日本の社会資本 2007』に掲載されている社会資本ストックのデータは、2003 年度が最新であることから、分析対象期間が 2003 年度までにならざるを得ない。しかしながら、本稿の分析結果には、それほど大きな影響を及ぼさないと考えられる。

民間資本ストック (K_{Pt}) は、①現在の生産規模から見た望ましい資本ストックと前期ストックとの差額の一定割合が投資になるという「ストック調整型」投資関数を想定し、1期前の民間資本ストック (K_{Pt-1}) と、生産規模を表す変数である1期前の県内総生産 (Y_{t-1}) とで推計する。②推計式に1期前の民間資本ストックおよび1期前の県内総生産の将来値を代入することで、民間資本ストックの将来値を予測する。

労働力 (L_{rt}) は、総務省統計局『労働力調査年報』に掲載されている、2007年度の15歳から69歳まで(5歳刻み)の年齢階級別労働力率(=年齢階級別労働力人口/年齢階級別人口:全国値)を、70歳以上人口については補論2の推計式によって得られた労働力率を、国立社会保障・人口問題研究所『都道府県別年齢階級別将来人口』に乗じることによって求める。

地域特性(地域別の生産性上昇要因) (a_r) については、①集積の利益を表す「県内就業者数 (L_r) / 可住地面積 (M_r) (就業者密度)」と産業基盤型社会資本ストック (K_{Ir}) によって変化すると考える⁹⁾。就業者密度は労働力人口の減少によって低下することになる。とくに、地方圏においては低下傾向が著しい。生産に影響する産業基盤型社会資本は民間資本ストック (K_{Pr}) を通じて間接的に地域の生産活動に影響すると考え、「産業基盤型社会資本ストック × 民間資本ストック」を説明変数とする¹⁰⁾。②推計式に各説明変数の将来値を代入することで、地域特性の将来値を予測する。

将来予測されたそれぞれの値を(2)式に代入することによって、将来の県内総生産を推計することが可能となるが、本節では、民間資本ストック、労働力、集積の利益といった民間経済活動の変化が地域経済に及ぼす影響を知る目的から、産業基盤型社会資本ストック額が2003年度以降一定であると仮定した上で県内総生産の将来予測を行う。結果は図2に示されているが、沖縄県、滋賀県、三重県、東京都では2005年度から2035年度までの年平均成長率が1%超であるのに対し、高い人口減少率が予測されている青森県、

9) 産業基盤型社会資本には、道路、港湾、航空、工業用水が含まれる。

10) 地域特性 (a_r) を生産関数から切り離して別途推計したのは、地域特性変数を明示的に生産関数に組み込むことを意図したためである。

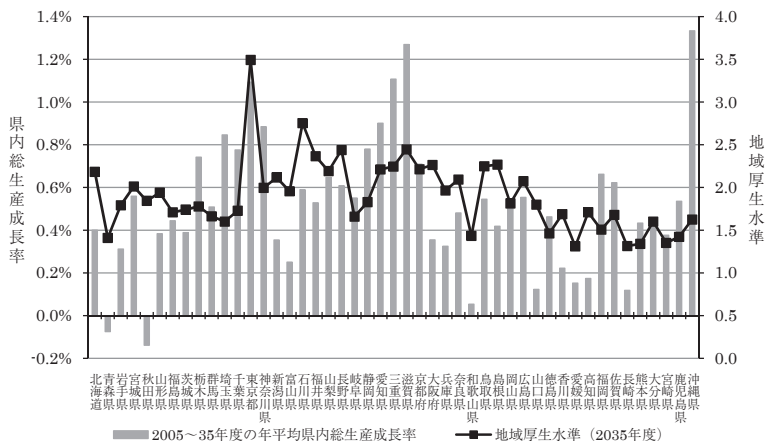
秋田県ではマイナス成長となっている。このように、人口動態の影響によって地域経済の格差は拡大することが予想される。

III-2. 厚生水準の将来予測

上で求めた県内総生産から推計した人口 1 人当たり民間最終消費支出と¹¹⁾、人口 1 人当たり生活関連型社会資本ストックを (3) 式に代入することによって地域厚生水準を導出することができるが、ここでも将来の民間経済の影響のみを抽出するために、生活関連型社会資本ストック額が 2003 年度以降一定であると仮定したうえで、地域厚生水準の将来予測を行う。

図 2 には 2035 年度の地域厚生水準が示されている。最高となる東京都の厚生水準が 3.49 であるのに対して、最低の長崎県は 1.31 と、厚生水準の地域間格差はきわめて大きい。厚生水準の地域別特徴を見ると、必ずしも大都市圏において高くなっているわけではなく、首都圏においても千葉県 29 位、埼玉県 37 位と低位であるのに対して、北陸地方の石川県、福井県、中部地方の長野県、岐阜県が高い水準となっている。また、九州の各県が総じて下

図 2 県内総生産の年平均成長率と地域厚生水準



11) 民間最終消費支出の推計方法については、補論 2 参照。

位に位置している。

ここで、2035 年度について、人口 1 人当たり県内総生産と地域厚生水準との関係を見てみると、

$$\ln W_r = 0.296 + 0.285 \frac{Y_r}{POP_r} \quad \dots\dots (4)$$

(1.41) (7.77) Adj R²=0.563

となった。地域経済の活性化は民間最終消費支出の増加を通じて地域住民の厚生を高めるため、人口 1 人当たり県内総生産が大きい地域ほど厚生水準は高い。しかし、県内総生産では地域厚生水準の 56% しか説明できず、生活関連型社会資本の充実度も、厚生水準に大きな影響を及ぼすことが分かる。

伸び率である成長率と絶対水準である地域厚生水準との関係からすれば、経済成長率が高いところほど地域厚生水準が高いとは言えない。この点は、人口増加が予測され、高い経済成長率（2005 年度から 2035 年度の年平均成長率は 1.33%）が予想される沖縄県において、2035 年度の地域厚生水準が 1.63（36 位）と低くなっていることから明らかである。

しかし、図 2 からは、高い経済成長が予測されるところほど地域厚生水準が高いという傾向をうかがうことができる。そこで、2005 年度から 2035 年度の年平均成長率と地域厚生水準との相関、および両者の順位相関を見たところ、相関係数は、

経済成長率と地域厚生水準の相関：0.4307

経済成長率と地域厚生水準の順位相関：0.3642

という結果が得られ、経済成長率の高い地域ほど厚生水準は高くなっている。この結果は、地域厚生水準を高めるという視点から公共投資政策のあり方を検討する際には、産業基盤型社会資本による地域経済の成長促進効果も重要であることを示している。

IV. 公共投資政策の変化と厚生水準に関するシミュレーション分析

IV-1. シミュレーション方法

将来の地域経済力のもとで公共投資の配分を変更させた場合、地域厚生水

準にどのような影響を及ぼすのだろうか。この点を検証するために、以下に示された3つのシミュレーション分析を行う。

シミュレーション1：中立ケース。各都道府県の産業基盤型公共投資が人口動態に応じて行われると仮定し、生活関連型公共投資が各都道府県の経済状況（県内総生産）に応じて行われると仮定したケース¹²⁾。

シミュレーション2：産業基盤重視ケース。シミュレーション1で推計した各都道府県の各年度の生活関連型公共投資を50%減額し、減額分をシミュレーション1で推計した産業基盤型公共投資に加える。

シミュレーション3：生活関連重視ケース。シミュレーション1で推計した各都道府県の各年度の産業基盤型公共投資を50%減額し、減額分をシミュレーション1で推計した生活関連型公共投資に加える。

シミュレーション2、3では、シミュレーション1と各年度の社会資本ストック総額が同じであることから、生活関連型社会資本と産業基盤型社会資本との間の公共投資の配分変更が厚生水準に及ぼす影響について検証することが可能になる。

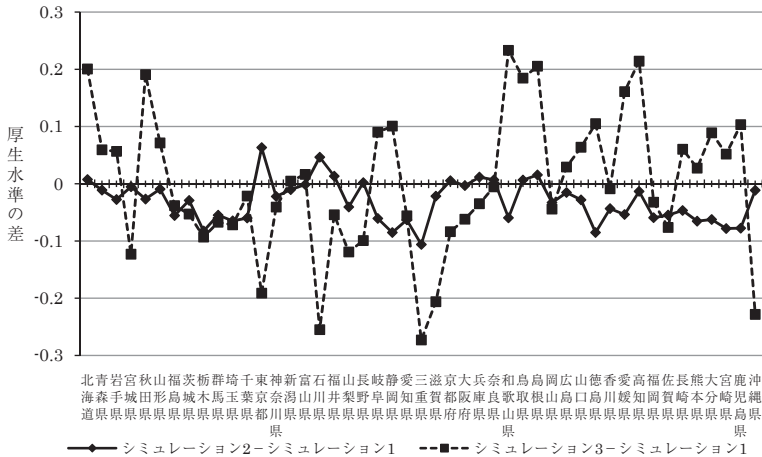
IV-2. シミュレーション結果

シミュレーションを行った結果が、図3に示されている。ここでは、公共投資配分の変更が各地域の厚生水準にどのように影響するかを見るのが目的であることから、産業基盤重視ケース（シミュレーション2）および生活関連重視ケース（シミュレーション3）のそれぞれについて中立ケース（シミュレーション1）との厚生水準の差を示した。

産業基盤型に公共投資を重点配分した場合（シミュレーション2）と生活関連型に重点配分した場合（シミュレーション3）とを比較すると、20都府

12) 産業基盤型公共投資および生活関連型公共投資の推計方法については、補論2参照。

図3 厚生水準の差の地域間比較



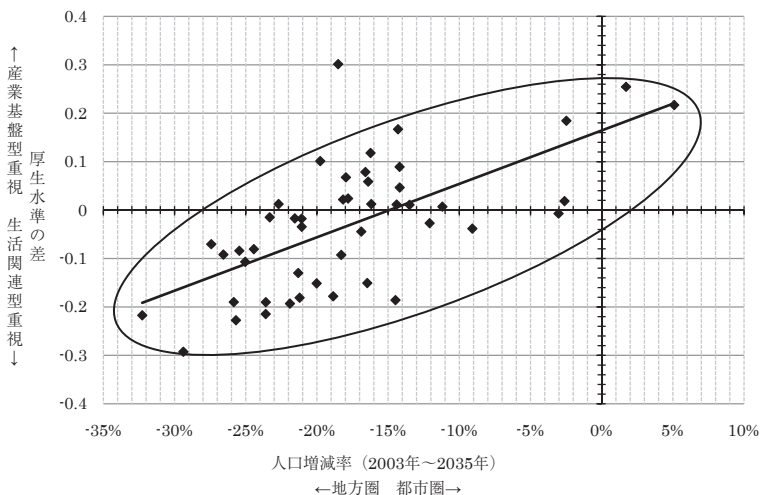
県で産業基盤型に重点配分した方が、厚生水準は高く、27 道県で生活関連型に重点配分した方が厚生水準は高くなる。また、宮城県、福島県、茨城県など 18 県で中立ケース（シミュレーション 1）の厚生水準が最も高くなった。

以上のシミュレーション結果は、地域厚生水準を高めるという視点で公共投資政策のあり方を考える場合、「生活関連型を重視する」や「産業基盤型を重視する」といった画一的な方向を全国一律に適用するのは望ましくないことを示唆している。

それでは、今後の公共投資政策として、どのような地域に対して産業基盤型あるいは生活関連型公共投資を重点配分すべきなのだろうか。2003 年度から 2035 年度までの人口増減率を横軸に、産業基盤重視ケース（シミュレーション 2）の厚生水準と生活関連重視ケース（シミュレーション 3）の厚生水準の差を縦軸にとった散布図が図 4 に示されている。生活関連型公共投資よりも産業基盤型公共投資の配分を重視することによって厚生水準が高くなる地域が、散布図の上方にプロットされることになる。

ここから、人口減少率が低い、もしくは人口が増加する地域は産業基盤型公共投資の配分を重視することによって、逆に、人口減少率が高い地域は生

図 4 人口増減率と厚生水準の差



活関連型公共投資の配分を重視することによって、厚生水準をより高めることができるという傾向が示されている。

2003 年度から 2035 年度までの都道府県別人口増減率を見比べると、人口増加地域あるいは人口減少率が低い地域は大都市圏に多く見られるが、これらの地域では、民間資本ストック、労働力、集積の経済といった条件が整っており、産業基盤型社会資本の限界生産性が高く、そのために産業基盤型公共投資の増加が地域厚生水準の上昇に大きく寄与する。しかし、地方圏に比べて人口が多いことから、生活関連型公共投資を重点配分しても、人口 1 人当たり生活関連型社会資本ストックの増分は小さく、厚生水準の上昇に大きくは寄与しない。以上の理由から、これらの地域においては、産業基盤型に公共投資を重点配分することによって厚生水準がより高くなると考えられる。

一方、人口減少率が高い地域は地方圏に多く見られるが、これらの地域では民間資本ストック、労働力、集積の経済といった条件が整っておらず、産業基盤型公共投資に重点配分しても、産業基盤型社会資本の限界生産性が低

いため、厚生水準の上昇に大きくは寄与しない。一方、生活関連型公共投資を重点配分すると、大都市圏に比べて人口が少ないために人口1人当たり生活関連型社会資本ストックの増分は大きく、厚生水準の上昇に大きく寄与する。以上の理由から、これらの地域においては、生活関連型公共投資を重点配分することによって厚生水準がより高くなると考えられる。

V. おわりに

社会資本は、産業基盤型、生活関連型ともに、国民（住民）の厚生水準に影響する。厳しい財政制約の中で効果的な公共投資を行うためには、地域厚生水準を最大限に高めるという視点が重要である。一方、少子高齢化や大都市への人口移動といった人口動態による地方の人口減少は地域経済に影響を及ぼし、その地域に住む人々の厚生水準を左右する。したがって、今後の公共投資政策のあり方を考えるためには、将来の人口動態や民間経済活動状況を踏まえたうえで、社会資本整備の厚生効果を実証的に検証しなければならない。

本稿では、①各地域の経済状況に応じて社会資本整備が行われると仮定し、人口動態や公共投資が各地域の厚生水準に影響を及ぼすケース、②産業基盤型社会資本ストックへの公共投資の配分が重視されるケース、③生活関連型社会資本ストックへの公共投資の配分が重視されるケースの3つのシミュレーション分析を行うことによって、将来の社会資本整備が各地域の厚生水準に及ぼす影響を検証した。

シミュレーション分析結果から、①「生活関連型を重視する」や「産業基盤型を重視する」といったような画一的な公共投資政策を全国に適用するのは望ましくないこと、②人口減少率が高い地域は、生活関連型公共投資を重視する事によって厚生水準をより高められること、③人口減少率が低い、もしくは人口増加地域は、産業基盤型公共投資を重視することによって、厚生水準をより高められることが明らかとなった。この結論は、公共投資の地方分権化と言い換えることができる。

最後に、本稿の課題を挙げておきたい。

①本稿では、生活関連型公共投資が経済状況に応じて行われると仮定したものの、産業基盤型公共投資に関しては人口動態に応じて行われると考えており、経済状況とリンクしていない。したがって、産業基盤型公共投資を内生化したモデルを構築する必要がある。この点は、本稿では明示的に取り扱っていない公共投資の財源調達をモデルに組み込むことに通ずる。

②本稿のシミュレーションでは、産業基盤と生活関連のどちらに重点投資を行った方が、その地域にとって望ましいかを検証したが、最適な配分変更額を導出していない。三井（2001）で行われているように、社会資本ごとの限界便益を推計し、その値を比較するという検証を行う必要がある。

③公共投資はその地域の財源によって行われると仮定したが、厚生水準の地域間格差が大きいことを考えるなら、公共投資の地域間配分を変えるシミュレーション分析によって、公共投資の所得移転効果を検証することも可能である。

④本稿では、公共投資の配分の変更がもたらす影響を検証することが目的であったことから、シミュレーションにおいて各経済変数に関する国内での資源制約は考慮しなかった。資源制約を考慮したモデルの構築は今後の課題である。

補論 1 トランスログ型厚生関数のパラメーターの導出方法

厚生を W 、第 i 財の数量を X_i とする。このとき代表的個人の厚生関数は

$$\ln W = \ln W(X_1, X_2) \quad \dots\dots (1)$$

と表せる。また、代表的個人は予算制約

$$\sum p_i X_i = M \quad \dots\dots (2)$$

の下で厚生を最大化する。(2) 式における p_i は第 i 財の価格、 M は支出の総額である。

このとき、厚生最大化の一階条件から

$$\frac{\partial \ln W}{\partial \ln X_j} = \frac{p_j X_j}{M} \sum \frac{\partial \ln W}{\partial \ln X_i} \quad j = 1, 2 \quad \dots\dots (3)$$

を得ることができる。

トランスログ型厚生関数は(1)式を $X_1=1$ 、 $X_2=1$ の近傍でテイラー展開し、2 次までの項を採ることによって得られることから、

$$\ln W = \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln X_i + \frac{1}{2} \sum \sum \beta_{ij} \ln X_i \ln X_j \quad \cdots \cdots (4)$$

となる。ただし、 $X_1=1$ 、 $X_2=1$ の近傍では $\alpha_0 = 0$ であり、

$$\alpha_i = \frac{\partial \ln W}{\partial \ln X_i} \quad i = 1, 2 \quad \cdots \cdots (5)$$

$$\beta_{ij} = \frac{\partial^2 \ln W}{\partial \ln X_i \partial \ln X_j} \quad i, j = 1, 2 \quad \cdots \cdots (6)$$

が成り立っている。

(3) 式に (4) 式を適用すると、

$$\alpha_j + \sum \beta_{ji} \ln X_i = \frac{p_j X_j}{M} \sum (\alpha_k + \sum \beta_{ki} \ln X_i) \quad j = 1, 2 \quad \cdots \cdots (7)$$

となる。簡略化のために

$$\alpha_M = \sum \alpha_k \quad \cdots \cdots (8)$$

$$\beta_{Mi} = \sum \beta_{ki} \quad i = 1, 2 \quad \cdots \cdots (9)$$

と定義すると、(7) 式は

$$\frac{p_j X_j}{M} = \frac{\alpha_j + \sum \beta_{ji} \ln X_i}{\alpha_M + \sum \beta_{Mi} \ln X_i} \quad \cdots \cdots (10)$$

となる。

ここで (4) 式を厚生関数とみなすために、パラメーターに以下の制約を加える。第 1 は対称性の仮定である。パラメーター β_{ij} および β_{ji} は二階微分の微係数で定義されていることから、対称性の仮定

$$\beta_{ij} = \frac{\partial^2 \ln W}{\partial \ln X_i \partial \ln X_j} = \frac{\partial^2 \ln W}{\partial \ln X_j \partial \ln X_i} = \beta_{ji} \quad \cdots \cdots (11)$$

をおく。

第 2 は同次性の仮定であり、(4) 式が 1 次同次式であるためには

$$\alpha_M = 1 \quad \dots\dots (12)$$

$$\beta_{Mi} = 0 \quad i = 1, 2 \quad \dots\dots (13)$$

が成り立たなければならない。

したがって、(11)、(12)、(13) 式の制約を付した上で (10) 式を推計することにより、トランスログ型厚生関数におけるパラメーターを導出することが可能となる。2 財のケースでは、

$$\frac{p_1 X_1}{M} = \alpha_1 + \beta_{11} \ln X_1 + \beta_{12} \ln X_2 \quad \dots\dots (14)$$

について推計を行えばよい。また、パラメーターの制約条件より

$$\alpha_2 = 1 - \alpha_1 \quad \dots\dots (15)$$

$$\beta_{21} = \beta_{12}, \beta_{22} = -\beta_{21} \quad \dots\dots (16)$$

となる。

なお、トランスログ型関数では 1 の近傍を取り扱うため、価格および数量について標準化したデータを用いる。ここで価格が推計期間にわたって一定であると仮定すると、(14) 式は

$$\frac{X_1}{X_1 + X_2} = \alpha_1 + \beta_{11} \ln X_1 + \beta_{12} \ln X_2 \quad \dots\dots (17)$$

となり、(17) 式を推計することにより全てのパラメーターを求めることができる。

第 1 財を人口 1 人当たり民間最終消費支出 (C)、第 2 財を人口 1 人当たり生活関連型社会資本ストック (K_L) とし、47 都道府県における 1996 年度から 2003 年度までのデータをそれぞれ標準化 (平均 : 1、標準偏差 : 0.1) したうえで、(17) 式について最小二乗法を適用した結果、

$$\frac{C_{rt}}{C_{rt} + K_{Lrt}} = 0.494 + 0.214 \ln C_{rt} - 0.217 \ln K_{Lrt} \quad \dots\dots (18)$$

(508.51) (124.47) (-61.92) Adj R²=0.978

となった。また、(15)、(16) 式に (18) 式で得られたパラメーターを代入することにより、

$$\alpha_2 = 1 - 0.494 = 0.506 \quad \dots\dots (19)$$

$$\beta_{21} = -0.217, \beta_{22} = 0.217 \quad \dots\dots (20)$$

を得ることができ、これらのパラメーターを（4）式に代入すると、厚生関数

$$\begin{aligned} \ln W_{rt} = & 0.494 \ln C_{rt} + 0.506 \ln K_{Lrt} + \frac{1}{2} (0.214 \ln C_{rt} \ln C_{rt} \\ & - 0.217 \ln C_{rt} \ln K_{Lrt} - 0.217 \ln K_{Lrt} \ln C_{rt} + 0.217 \ln K_{Lrt} \ln K_{Lrt}) \\ & \dots\dots (21) \end{aligned}$$

を得ることができる。

補論 2 地域計量経済モデルの方程式体系

地域計量経済モデルの方程式体系が以下に示されている。なお、係数下の括弧内の数値は t 値、Adj R² は自由度修正済決定係数、DW はダービン・ワトソン比、F と Hausman は F 検定と Hausman 検定を行った際の P 値を表している。

[1] 民間資本ストック（データ：1980～2005 年度×47 都道府県・パネル）

$$\begin{aligned} K_{Prt} = & b_r + 0.861 K_{Prt-1} + 0.395 Y_{rt-1} \\ & (252.32) \quad (38.48) \\ & F=0.000 \quad \text{Hausman}=0.000 \quad \text{Adj R}^2=0.998 \end{aligned}$$

[2] 70 歳以上人口労働力率（データ：1973～2006 年度・時系列）

$$\begin{aligned} LR_{over70t} = & 43.669 + (-0.473 + 0.020 D_{9499}) \frac{POP_{over75t}}{POP_{over70t}} + 1.298 D_{8990} \\ & (32.60) \quad (-20.27) \quad (5.55) \quad (4.73) \\ & + 1.885 D_{9192} + 1.252 D_{93} \\ & (5.72) \quad (2.79) \quad \text{DW}=0.917 \quad \text{Adj R}^2=0.998 \end{aligned}$$

[3] 地域別の生産性上昇要因（データ：2005 年度・クロスセクション）

$$\begin{aligned} a_r = & -0.000855 + 0.000000105 \frac{L_r}{M_r} + 0.00000673 \ln K_{Pr} \ln K_{Ir} \\ & (-5.46) \quad (7.76) \quad (10.46) \quad \text{Adj R}^2=0.913 \end{aligned}$$

[4] 民間最終消費支出（データ：1996 ～ 2006 年度 ×47 都道府県・パネル）

$$\frac{C_{rt}}{POP_{rt}} = c_r + 0.255 \frac{Y_{rt}}{POP_{rt}}$$

(21.69) F=0.000 Hausman=0.000 AdjR²=0.974

[5] 産業基盤型社会資本（データ：1986 ～ 2003 年 ×47 都道府県・パネル）

$$K_{Irt} = d_r + 0.994(K_{Irt-1} + I_{Irt})$$

(1371.97) F=0.000 Hausman=0.000 AdjR²=0.999

[6] 生活関連型社会資本

生活関連型公共投資（データ：1986 ～ 2003 年度 ×47 都道府県・パネル）

$$\ln I_{Lrt} = e_r + (2.120 - 0.022D_{0003}) \ln Y_{rt}$$

(38.71)(-22.69) F=0.000 Hausman=0.000 AdjR²=0.958

生活関連型社会資本（データ：1986 ～ 2003 年 ×47 都道府県・パネル）

$$K_{Lrt} = f_r + 0.973(K_{Lrt-1} + I_{Lrt})$$

(632.77) F=0.000 Hausman=0.000 AdjR²=0.999

付表 1 変数リスト

ラベル	変数名	単位	出所・備考
a	地域別の生産性上昇要因	—	(2) 式より推計
C	民間最終消費支出	百万円	内閣府経済社会総合研究所『県民経済計算年報』
D_{8990}	1989～1990 年度ダミー	—	—
D_{9192}	1991～1992 年度ダミー	—	—
D_{93}	1993 年度ダミー	—	—
D_{9499}	1994～1999 年度ダミー	—	—
D_{0003}	2000～2003 年度ダミー	—	—
I_I	産業基盤型公共投資	百万円	地域政策研究会『行政投資』
I_L	生活関連型公共投資	百万円	地域政策研究会『行政投資』
K_I	産業基盤型社会資本ストック	百万円	内閣府政策統括官『日本の社会資本2007』
K_L	生活関連型社会資本ストック	百万円	内閣府政策統括官『日本の社会資本2007』
K_P	民間資本ストック	百万円	内閣府経済社会総合研究所『県民経済計算年報』より推計
L	県内就業者数	人	総務省統計局『労働力調査年報』
LR_{over70}	70 歳以上人口労働力率	%	総務省統計局『労働力調査年報』
M	可住地面積	km ²	東洋経済新報社『地域経済総覧』
POP	人口	人	総務省統計局『国勢調査』
POP_{over70}	70 歳以上人口	人	総務省統計局『労働力調査年報』
POP_{over75}	75 歳以上人口	人	総務省統計局『労働力調査年報』
Y	実質県内総生産	百万円	内閣府経済社会総合研究所『県民経済計算年報』

参考文献

- ・ 赤木博文 (1996) 「生活基盤型の社会資本整備と公共投資政策」、『フィナンシャル・レビュー』第 41 号、pp.68-80。
- ・ 浅子和美・坂本和典 (1993) 「政府資本の生産力効果」、『フィナンシャル・レビュー』第 26 号、pp.97-102。
- ・ 入江啓彰 (2009) 「道州制は地域住民の福祉にどのような影響を及ぼすか：地域経済モデルによる九州地域のシミュレーション分析」、林宜嗣・21 世紀政策研究所監修『地域再生戦略と道州制』、日本評論社、pp.129-148。
- ・ 高林喜久生 (2008) 「道州制と地域厚生—地域経済モデルによる九州地域のシミュレーション分析—」、林宜嗣編『地域再生戦略と道州制—九州をモデルとしたシミュレーション分析を中心に—』、21 世紀政策研究所、pp.71-90。
- ・ 田中宏樹 (1999) 「日本の公共投資の経済評価—ヘドニック・アプローチによる事業別分野別投資便益の計測—」、『フィナンシャル・レビュー』第 52 号、pp.42-66。
- ・ 林宜嗣・高林喜久生 (1999) 「地域経済モデルによる公共投資のシミュレーション分析」、『社会資本の効果を問う—社会資本整備研究会実証小委員会報告書』、pp.45-60。
- ・ 林亮輔 (2007) 「集積の利益と地域経済成長—最適空間構造の実証分析」、『関西学院経済学研究』第 38 号、pp.1-24。
- ・ ——— (2011) 「戦後公共投資政策の変遷と地域間格差是正の評価—厚生水準を用いた分析」、『グリーン・ニューディールと財政政策—財政研究第 7 巻』、pp.140-159。
- ・ 福本潤也 (1999) 「地域間厚生格差是正の事後評価」、『社会資本の効果を問う—社会資本整備研究会実証小委員会報告書』、pp.61-83。
- ・ 三井清 (2001) 「公共投資の地域間配分とその経済効果」、『「地方財政の自立と公共投資に関する研究会」報告書』第 2 章。
- ・ ———・林正義 (2001) 「社会資本の地域間・分野別配分」、『社会科学研究』Vol.52, No.4、pp.3-26。
- ・ 吉野直行・中島隆信 (1999) 『公共投資の経済効果』、日本評論社。
- ・ Aschauer D.A. (1989) “Is public expenditure productive?,” *Journal of Monetary Economics*, 23, pp.177-200.
- ・ Christensen.L.R., Jorgenson D.W. and Lau.L.J. (1975) “Transcendental logarithmic utility functions”, *The American Economic Review*, Vol.65, No.3, pp.367-383.
- ・ Jorgenson. D.W. (1997a) *Welfare Vol.1: Aggregate Consumer Behavior*, The MIT Press.

- ・ ————— (1997b) *Welfare Vol.2: Measuring Social Welfare*, The MIT Press.

参考資料

- ・ 国立社会保障・人口問題研究所 『都道府県別年齢階級別将来人口』。
- ・ 総務省統計局 『国勢調査』。
- ・ ————— 『労働力調査年報』。
- ・ 地域政策研究会 『行政投資』。
- ・ 東洋経済新報社 『地域経済総覧』。
- ・ 内閣府経済社会総合研究所 『県民経済計算年報』。
- ・ ————— 『民間企業資本ストック年報』。
- ・ 内閣府政策統括官（経済社会システム担当） 『日本の社会資本 2007』。